



UN TEST DE LA THÉORIE DU FINANCEMENT HIÉRARCHISÉ SUR DONNÉES DE PANEL FRANÇAISES

Eric Molay

► To cite this version:

Eric Molay. UN TEST DE LA THÉORIE DU FINANCEMENT HIÉRARCHISÉ SUR DONNÉES DE PANEL FRANÇAISES. 23ème Conférence Internationale de l'AFFI, Jun 2006, Poitiers, France. halshs-00515707

HAL Id: halshs-00515707

<https://shs.hal.science/halshs-00515707>

Submitted on 7 Sep 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UN TEST DE LA THEORIE DU FINANCEMENT HIERARCHISE SUR DONNEES DE PANEL FRANCAISES

Eric MOLAY – Maître de conférences
Université de Nice-Sophia Antipolis (CRIFP – IAE Nice)

Version : mars 2006

Résumé :

Les entreprises françaises cotées à la bourse de Paris semblent hiérarchiser leurs ressources de financement en privilégiant l'autofinancement au détriment des ressources externes. En cas de financement externe, elles préfèrent l'endettement aux émissions de capital. La validation de la théorie du financement hiérarchisé s'appuie sur l'existence d'asymétries d'information susceptibles d'entraîner des problèmes de sélection adverse de la part des investisseurs externes. Le rôle des asymétries informationnelles sur le choix de financement des entreprises françaises est confirmé. Les entreprises les plus sensibles aux asymétries informationnelles recourent prioritairement à l'endettement. Au contraire, les entreprises les moins affectées par les phénomènes de sélection adverse préfèrent les émissions de capital.

Mots-clefs : asymétrie informationnelle, financement hiérarchisé, ratio d'endettement optimal, structure financière du capital.

TESTING THE PECKING ORDER THEORY USING FRENCH PANEL DATA

Abstract:

The French firms at the Paris stock exchange seem to adopt a financing hierarchy by privileging internal resources to external resources. When using external financing, debt is preferred to equity. The validation of the pecking order theory is based on the existence of asymmetric information involving adverse selection problems. This study confirms the role of asymmetric information on the choice of financing of the French firms. The firms most sensitive to asymmetric information prefer debt financing. On the contrary, the firms less affected by adverse selection problems prefer equity financing.

Keywords: asymmetric information, capital structure, pecking order theory, static trade-off.

JEL Code: G32 (Financing Policy, Capital and Ownership Structure).

INTRODUCTION

Modigliani et Miller (1958, 1963) ont posé le cadre de la théorie moderne de la structure financière de l'entreprise en s'appuyant notamment sur les possibilités d'arbitrage sur les marchés financiers. Dans une première approche [Modigliani et Miller (1958)], la structure financière n'a pas d'effet sur la valeur de l'entreprise. L'effet positif du levier financier est compensé par un effet négatif dû à l'augmentation du risque financier. En relâchant l'hypothèse de neutralité de la fiscalité [Modigliani et Miller (1963)], la déductibilité fiscale des charges d'intérêt conduit l'endettement à toujours avoir un impact positif sur la valeur de l'entreprise. La structure financière optimale est alors celle d'une entreprise financée essentiellement par dettes. Toutefois, un endettement excessif engendre des coûts explicites ou implicites en raison d'une augmentation du risque financier qui peut entraîner la défaillance financière de l'entreprise. Aussi, la structure financière résulte de l'arbitrage effectué entre les économies fiscales et les coûts de cette défaillance qui se traduit par un niveau optimal d'endettement que les entreprises vont chercher à maintenir [Myers (1984)].

La principale théorie alternative d'explication de la structure du capital, la théorie du financement hiérarchisé [Myers (1984) et Myers et Majluf (1984)], s'appuie sur l'existence d'asymétries informationnelles. Ces asymétries informationnelles engendrent des phénomènes de sélection adverse qui affectent la demande de financement externe. Pour éviter de subir cette sélection adverse, les entreprises financent prioritairement leurs investissements par l'autofinancement. En l'absence de coûts de défaillance, les dirigeants préfèrent l'endettement financier à long terme aux dépens de l'émission de capital pour éviter de révéler des informations privilégiées au marché. En présence de coûts de défaillance, l'entreprise peut être amenée à émettre du capital pour financer ses investissements ou pour se désendetter. Le levier financier ne correspond plus à un levier optimal mais apparaît comme la conséquence des décisions financières passées. La théorie du financement hiérarchisé n'entraîne pas l'absence d'émission de capital. Cette émission n'est envisageable que si le prix d'émission est suffisamment élevé pour ne pas léser les actionnaires existants ou, si les dirigeants ne disposent pas d'informations qu'ils ne souhaitent pas divulguer au marché. Dans le cas où l'activité génère plus de ressources que nécessaires, l'entreprise présente un excédent de financement qui peut être reversé aux actionnaires sous forme de dividendes exceptionnels, de rachats d'actions ou servir au désendettement de l'entreprise. Aussi, une relation entre le déficit (l'excédent) de financement et l'endettement (le désendettement) doit être observée.

Cette étude prolonge une première étude sur le marché français de la structure des entreprises cotées sur le premier marché de la bourse de Paris [Molay (2005)]. Les principaux résultats conduisent à privilégier l'hypothèse d'une hiérarchie du financement : les entreprises françaises privilégient les flux de financement internes puis les flux de financement externes en préférant l'endettement aux émissions de capital. Un test permet de valider l'hypothèse que cette hiérarchie de financement est effectivement liée à des asymétries informationnelles : les entreprises les plus sensibles à ces asymétries présentent une hiérarchie de financement plus intense.

La section suivante revient sur les études empiriques les plus récentes qui comparent les deux théories de la structure financière du capital. La base de données et la méthodologie générale sont détaillées en section 2. Les différentes analyses empiriques et leurs interprétations sont exposées dans la section 3.

1. LES PRINCIPALES ANALYSES EMPIRIQUES DE LA STRUCTURE DE FINANCEMENT

La théorie du ratio cible suppose l'existence d'un ratio d'endettement optimal qui résulte d'un arbitrage entre les économies fiscales qui découlent de la déductibilité des charges d'intérêt et les coûts de la défaillance financière. L'un des problèmes à résoudre pour tester cette théorie réside dans l'estimation du ratio cible. Sous l'hypothèse d'une relative stabilité temporelle, certaines études s'appuient sur des ratios moyens estimés sur de plus ou moins longues périodes [Shyam-Sunder et Myers (1999)]. D'autres études adoptent une procédure en deux étapes [Hovakimian *et al.* (2001), Fama et French (2002)] dans lesquelles le ratio d'endettement cible est estimé à partir des facteurs explicatifs tels que le ratio *market-to-book*, la profitabilité, le taux d'investissements corporels ou le chiffre d'affaires.

Hovakimian *et al.* (2001) étudient les variations du ratio d'endettement lorsque les entreprises lèvent de nouveaux capitaux ou procèdent à des rachats d'actions. Ils montrent que les entreprises ajustent leur structure financière vers un levier optimal d'endettement en émettant des dettes lorsque leur ratio d'endettement est inférieur au ratio cible et, en se désendettant lorsqu'il lui est supérieur. Toutefois, les ajustements paraissent plus significatifs en cas de désendettement, sans qu'une interprétation claire puisse être avancée. Dans une étude sur les émissions duales d'actions et de dettes, Hovakimian *et al.* (2004) confirment l'hypothèse d'une optimisation dynamique du ratio d'endettement : les déviations du ratio cible suite aux accumulations de bénéfices ou de pertes sont compensées par les émissions duales. La relation positive entre la rentabilité des titres et la probabilité d'émission d'actions semblent confirmer les observations de Baker et Wurgler (2002) sur l'existence d'un opportunisme de marché.

Certaines études s'intéressent spécifiquement aux changements du levier [Shyam-Sunder et Myers (1999), Frank et Goyal (2003)]. L'endettement joue un rôle majeur dans la validation de la théorie du financement hiérarchisé. Shyam-Sunder et Myers (1999) proposent de tester chronologiquement les théories alternatives du financement hiérarchisé et du ratio cible à partir des informations issues des tableaux de flux présents dans la base de données COMPUSTAT pour 157 entreprises américaines sur la période 1971-1989. Les résultats obtenus, notamment un coefficient b_{PO} compris entre 0,69 et 0,85 suivant les spécifications, conduisent Shyam-Sunder et Myers (1999) à valider la forme semi forte de la théorie du financement hiérarchisé qui suppose un coefficient proche mais inférieur à 1. Le coefficient de détermination en moyenne 3 fois supérieur dans la relation empirique du financement hiérarchisé favorise cette dernière aux dépens de la théorie alternative du ratio cible.

Chirinko et Singha (2000) critiquent la modélisation et les inférences de Shyam-Sunder et Myers (1999) en soulignant que le modèle empirique constitue un test joint de la hiérarchisation et de la répartition des ressources externes. Les résultats ne donnent pas d'information sur l'ordre de financement : émissions de dettes puis d'actions ou l'inverse. Ils peuvent s'accommoder d'un maintien du ratio d'endettement à son niveau optimal : dans ce cas, pour financer un déficit, chaque émission obligataire s'accompagne d'une émission d'actions.

Pour apprécier les résultats mis en évidence par Shyam-Sunder et Myers (1999), Frank et Goyal (2003) vérifient la relation sur un échantillon d'entreprises plus important (768 contre 157) sur la même période (1971-1989) et étendent cette analyse sur la période 1990-1998. Ils montrent notamment que les financements externes sont fortement utilisés par certaines entreprises. En moyenne, les variations nettes de capital expliquent mieux les déficits financés que l'endettement net. L'hypothèse d'une hiérarchie du financement est validée pour les grandes entreprises sensées être moins exposées aux problèmes de sélection adverse en raison d'une meilleure couverture par les analystes.

Pour tenter de réconcilier les précédents résultats, Lemon et Zender (2004) intègrent la capacité d'endettement comme variable de contrôle dans une analyse sur données de panel de 1 700 entreprises sur la période 1971-1999. Pour les auteurs, la notion de capacité d'endettement est importante pour comprendre les raisons du rejet de la théorie du financement hiérarchisé. Lorsque les entreprises ne subissent pas de contraintes au niveau de leur capacité d'endettement, elles émettent des dettes ; dans le cas contraire, elles émettent des titres de capital. Pour apprécier ces contraintes, Lemon et Zender (2004) utilisent la notation des dettes. Les entreprises qui ne sont pas notées sont des petites entreprises de forte croissance qui financent leur déficit par l'émission de capital. A la différence de Frank et Goyal (2003), les auteurs suggèrent que les émissions d'actions par les petites entreprises ne relèvent pas d'un problème d'asymétrie informationnelle mais de contraintes sur leur capacité d'endettement.

Halov et Heider (2004) défendent l'idée générale qu'une forte asymétrie informationnelle concernant le risque d'une entreprise entraîne un problème d'anti-sélection qui conduit les entreprises à émettre des titres de capital. L'augmentation du risque, mesuré par la volatilité des titres, conduit à une augmentation des émissions de capital. L'interprétation de ces résultats s'appuie sur l'hypothèse que les différences de volatilité capturent les différences d'asymétrie informationnelle à propos de la variance des flux de liquidités. Ainsi, les petites entreprises à forte crois-

sance émettront des actions pour financer leur déficit si elles présentent plus d'asymétrie informationnelle concernant le risque et moins d'asymétrie informationnelle concernant leur valeur.

Les conditions du marché financier peuvent constituer un facteur significatif d'explication de la structure financière des entreprises. Pour Baker et Wurgler (2002), ces conditions ont un impact sur le niveau d'endettement de long terme. Les entreprises qui ont émis des titres de capital quand le marché leur était favorable enregistrent des leviers d'endettement faible sur la décennie suivant les émissions. Les entreprises présentant un faible (fort) ratio d'endettement ont procédé dans le passé à des augmentations de capital lorsque la valorisation relative de leurs titres sur le marché mesurée par le ratio *book-to-market* était élevée (faible). La structure du capital ne résulte plus du choix d'un ratio d'endettement cible mais plutôt d'un comportement opportuniste des dirigeants qui émettent des actions quand les cours sont hauts, et s'endettent ou rachètent des actions quand les cours sont bas. Elle apparaît comme le fruit d'une formulation dynamique de la théorie du financement hiérarchisé dans laquelle l'asymétrie informationnelle instable temporellement serait négativement liée au ratio *book-to-market*. Pour d'autres auteurs, ces observations sur le long terme s'accommodent d'une formulation dynamique de la théorie du ratio cible [Hennessy et Whited (2004)]. Frank et Goyal (2004) mettent en évidence une relation de long terme entre les niveaux de dettes et de capital. Ils confirment l'impact des conditions du marché sur les ajustements du levier d'endettement : un ratio *book-to-market* élevé une année est généralement suivi d'une réduction de l'endettement l'année suivante. Les ajustements de court terme par rapport à la relation de long terme semblent donc se concentrer sur le marché des dettes. Ces observations paraissent compatibles avec celles attendues dans le cadre de la théorie du ratio optimal.

Deux enquêtes récentes sur le marché européen confirment certains résultats observés par Graham et Harvey (2001). Bancel et Mittoo (2004) mettent en évidence l'intérêt des dirigeants pour une certaine flexibilité financière, ou capacité d'endettement, qui facilite le choix entre les différentes ressources de financement. Cette observation apparaît comme une confirmation indirecte de la théorie du financement hiérarchisé. Toutefois, les dirigeants sont attentifs à l'impact que leurs décisions de financement peuvent avoir sur la dilution du bénéfice, ou le ratio d'endettement. La prise en compte par les dirigeants sondés de la déductibilité fiscale des charges d'intérêt, de la volatilité des bénéfices ou des coûts potentiels de la faillite est cohérente avec la théorie du ratio d'endettement optimal. Pour Brounen *et al.* (2004), la flexibilité financière est le facteur le plus influant sur le montant de la dette, en particulier aux Etats-Unis et en France. Les entreprises françaises semblent moins sensibles au ratio d'endettement cible que les entreprises améri-

caines. L'intérêt marqué par les entreprises les plus distributrices de dividendes pour la flexibilité financière suggère que la hiérarchie de financement ne résulte pas d'asymétries informationnelles. En prenant en compte des performances boursières et opérationnelles, Gaud (2003) montre que le financement des entreprises européennes est cohérent avec l'hypothèse d'un ajustement de leur ratio d'endettement. La préférence pour l'autofinancement associé à un comportement opportuniste lors des émissions d'actions explique des déviations durables par rapport au ratio cible.

En France, pour Biais *et al.* (1995), la structure du capital paraît affectée par l'existence de coûts de faillite et d'économies d'impôt. La mise en évidence d'une relation négative entre la profitabilité et le ratio de dettes bancaires penche en faveur de la théorie du financement hiérarchisé. Carpentier et Suret (2000) associent les théories du ratio optimal d'endettement et du financement hiérarchisé dans une même modélisation de la structure financière des entreprises françaises. Les déviations du ratio d'endettement par rapport à sa valeur cible sont liées positivement au désendettement ; ce qui semble valider la théorie du ratio optimal d'endettement. Cependant, l'existence d'une hiérarchie du financement est confirmée par l'observation de relations négatives entre l'endettement et la taille des entreprises ou leur rentabilité. Molay (2005) compare les théories alternatives expliquant la structure financière du capital sur un échantillon d'entreprises françaises cotées à la bourse de Paris. S'appuyant sur le modèle proposé par Shyam-Sunder et Myers (1999), les analyses empiriques confirment la dominance de la théorie du financement hiérarchisé par rapport à la théorie du levier optimal d'endettement.

2. PRESENTATION DES DONNEES ET DE LA METHODOLOGIE

Après une présentation la base de données et une synthèse des variables, de la méthodologie générale est exposée.

2.1. Présentation des données

Les données analysées sont issues de la base de données DIANE qui recense les comptes sociaux individuels des entreprises françaises. Une première sélection a été effectuée afin de ne retenir que les entreprises cotées à la bourse de Paris pour lesquelles 10 années de données sont disponibles. Après élimination des entreprises financières, l'échantillon comporte 393 entreprises cotées pour lesquelles les informations sont disponibles pour les exercices comptables 1995 à 2004. Les données statistiques suivantes sont écrêtées au seuil de 1 %.

Tableau 1 : Moyenne des données comptables en millions d'euros. CAP, capitaux propres ; DET, dettes financières ; IMN, immobilisations nettes ; BFR, besoin en fonds de roulement ; TOT, total de l'actif ; D/C, ratio d'endettement ; re, taux de rentabilité économique ; rf, taux de rentabilité financière.

	CAP	DET	IMN	BFR	TOT	D/C	re	rf
1996	238	116	336	5	463	0.52	0.14	0.17
1997	271	133	389	20	523	0.56	0.12	0.18
1998	322	150	461	24	605	0.52	0.15	0.17
1999	433	244	632	36	861	0.59	0.13	0.13
2000	620	351	881	64	1 147	0.57	0.11	0.12
2001	648	402	921	77	1 223	0.58	0.08	0.08
2002	599	412	883	83	1 222	0.58	0.05	0.08
2003	652	424	916	75	1 245	0.56	0.05	0.10
2004	712	453	1 023	56	1 322	0.54	0.06	0.09
<i>Moy.</i>	<i>500</i>	<i>298</i>	<i>716</i>	<i>49</i>	<i>957</i>	<i>0.56</i>	<i>0.10</i>	<i>0.13</i>

L'évolution moyenne des données de bilan (Tableau 1) met en évidence une forte augmentation du montant des capitaux propres, de l'endettement financier, des investissements et du total du bilan. Sur l'ensemble de la période, ces variables ont été multipliées par 3. Le ratio d'endettement atteint un plus haut autour de l'année 2000 pour retomber sous sa valeur moyenne en 2004. Parallèlement, l'investissement, liée notamment à des acquisitions importantes, augmente et n'est pas accompagné pas par une hausse proportionnelle du chiffre d'affaires. Cette observation semble témoigner des survaleurs importantes constatées lors de ces acquisitions. Les ressources de financement suivent cette hausse avant de se stabiliser autour de 2001. La forte augmentation du ratio d'endettement suggère un recours privilégié à l'endettement pour financer les investissements. Cependant, les fonds propres représentent en moyenne le double des dettes financières. En interne, la baisse de la profitabilité réduit les ressources de financement et s'accompagne d'une réduction des investissements. La hausse des cours de bourse s'accompagne

d'une hausse de la rentabilité financière alors que la rentabilité économique est relativement stable. La baisse de la rentabilité financière à partir de 1999 fait place, de 1998 à 2000, à une forte augmentation des dettes financières, qui font plus que doubler (de 150 M€ à 351 M€), et des capitaux propres (de 322 M€ à 620 M€). Ce transfert apparent de ressources semble cohérent avec l'existence d'une hiérarchie du financement privilégiant le financement interne, puis l'endettement et finalement les augmentations de capital.

L'évolution des données modélisées (Tableau 3) confirme généralement les observations précédentes. Les investissements apparaissent comme la principale source du déficit. En moyenne, l'endettement s'accroît pour égaler le niveau d'endettement cible sur la période, puis décroît à partir de 2000.

Tableau 2 : Moyenne des variables étudiées en milliers d'euros. DEF, déficit de financement ; DIV, dividendes versés ; CAF, capacité d'autofinancement ; INV, investissement net ; ΔBFR , variation du besoin en fonds de roulement ; D^* , niveau d'endettement cible ; D, dettes financières.

	DEF	DIV	CAF	INV	ΔBFR	$D^* - D_{t-1}$
1996	14.2	9.0	19.4	23.6	1.0	183.3
1997	9.1	8.0	24.3	16.2	9.2	164.1
1998	48.1	12.3	26.5	59.6	2.8	143.8
1999	82.2	16.4	30.4	86.5	9.8	125.0
2000	96.1	22.9	42.6	89.7	26.1	35.8
2001	- 0.1	27.9	51.6	8.6	14.9	- 65.2
2002	- 45.1	22.6	57.7	- 3.9	- 6.0	- 117.4
2003	- 31.0	26.3	41.9	- 4.9	- 10.4	- 133.9
2004	- 10.3	24.5	49.0	28.0	- 13.9	- 142.0
<i>Moy.</i>	<i>14.2</i>	<i>18.9</i>	<i>38.1</i>	<i>33.7</i>	<i>3.7</i>	<i>21.5</i>

2.2. La méthodologie générale

Les tests s'appuient sur une estimation sur données de panel. Cette modélisation associe généralement des analyses en coupe transversale sur des échantillons importants avec des analyses chronologiques sur des périodes relativement courte ; ce qui est le cas dans cette étude. L'analyse sur données de panel s'intéresse particulièrement à l'hétérogénéité entre individus. Par rapport à une analyse en coupe transversale, elle permet d'étudier les différences de comportement entre individus. Formellement, le modèle se présente sous la forme suivante :

$$y_{it} = z_i' \alpha + x_{it}' \beta + \varepsilon_{it} . \quad [1]$$

L'hétérogénéité, ou effet individuel, correspond à $z_i'\alpha$ où z_i contient un terme constant et un ensemble de variables spécifiques aux individus. Trois méthodes d'estimation peuvent être envisagées selon le caractère de z_i :

- une estimation par les moindres carrés ordinaires lorsque z_i ne contient qu'un terme constant ;
- une estimation avec effets fixes lorsque que z_i est non observé mais corrélé avec x'_{it} ;
- une estimation avec effets aléatoires lorsque l'hétérogénéité individuelle non observée est supposée non corrélée avec les régresseurs¹.

Le choix entre les différentes estimations s'appuie sur trois tests statistiques :

- la statistique F qui permet de comparer une estimation avec ou sans effets fixes ;
- le multiplicateur de Lagrange proposé par Breush et Pagan (1980) teste la pertinence des effets aléatoires contre les effets fixes, la statistique LM suit un chi-deux à un degré de liberté ;
- le test de spécification de Hausman (1978) permet de comparer l'estimation avec effets aléatoires avec celle par les moindres carrés ordinaires, la statistique H suit un chi-deux à K-1 degrés de liberté.

Certains avantages peuvent être avancés pour l'utilisation des données de panel par rapport aux données en coupe ou chronologiques [Hsiao (2003)]. Les données de panel présentent généralement moins de multicollinéarité que des données en coupe ou des données chronologiques et permettent des estimations plus précises des paramètres. La complexité des comportements des individus étudiés est souvent mieux décrite. Les problèmes soulevés par la non-stationnarité des séries chronologiques et les erreurs d'estimations sont réduits.

¹ Voir notamment Greene 2005 pp. 271-325 pour une présentation détaillée.

3. ANALYSE DE LA STRUCTURE FINANCIERE DES ENTREPRISES FRANÇAISES COTEES SUR EURONEXT PARIS

Les premières analyses proposent une comparaison entre les deux principales théories alternatives d'explication de la structure financière : la théorie du financement hiérarchisé et la théorie du ratio d'endettement cible. Puis, un test de vérification des implications de la théorie du financement hiérarchisé est envisagé. Les variables sont centrées et réduites par soustraction de la moyenne puis division par l'écart type de l'échantillon.

3.1. La politique de financement des entreprises françaises

La méthodologie reprend celles adoptées par Shyam-Sunder et Myers (1999) et Frank et Goyal (2003). Les tests de la théorie du financement hiérarchisé (PO) et de son alternative, la théorie du ratio cible (TA) reposent sur les deux modélisations suivantes² :

$$\text{PO :} \quad \Delta D_{it} = a + b_{\text{PO}} \text{DEF}_{it} + e_{it}, \quad [2]$$

$$\text{TA :} \quad \Delta D_{it} = a + b_{\text{TA}} (D_i^* - D_{it-1}) + e_{it}; \quad [3]$$

avec :

- ΔD_{it} , variation de l'endettement net en t (somme des variations des emprunts obligataires, des emprunts et dettes auprès des établissements de crédits et des emprunts et dettes diverses) ;
- DEF_{it} , déficit de financement de l'année t (détail des calculs ci-dessous) ;
- D_i^* , endettement cible estimé pour chaque entreprise par la moyenne chronologique sur 9 années de l'endettement³ ;
- D_{it} , endettement net en t.

Le déficit de financement pour l'année t, DEF_{it} , est défini comme suit :

$$\text{DEF}_{it} = \text{DIV}_{it} + \text{INVEST}_{it} + \Delta \text{BFR}_{it} - \text{CAF}_{it}; \quad [4]$$

² Pour simplifier la formulation, les indices i et t concernant les coefficients des régressions a et b ne sont pas exprimés.

³ Cette mesure est celle proposée par Shyam-Sunder et Myers (1999). Carpentier et Suret (2000) estiment le ratio cible pour chaque entreprise par sa moyenne sur l'ensemble des entreprises du même secteur.

avec :

- DIV_t , dividendes calculés sur le résultat t-1 et versés en t ;
- $INVEST_t$, investissement net en t (somme des investissements incorporels, corporels et financiers diminuée des prix des cessions d'investissements intervenus en t) ;
- ΔBFR_t , variation du besoin en fonds de roulement global de t-1 à t (somme des variations des besoins en fonds de roulement d'exploitation, hors exploitation et de la trésorerie active⁴) ;
- CAF_t , capacité d'autofinancement générée au cours de l'exercice t (résultat net + dotations nettes de reprises aux amortissements et provisions + valeur nette comptable des éléments d'actifs cédés – prix de cession des éléments d'actif – quote-part de subvention virée au résultat).

La forme forte de la théorie du financement hiérarchisé implique que les valeurs attendues dans l'équation [2] sont 0 pour a et 1 pour b_{PO} . Une forme semi forte de cette théorie peut conduire à une valeur de b_{PO} inférieure mais proche de 1. Le test de la théorie du ratio cible suppose un coefficient $b_{TA} > 0$; une valeur inférieure à 1 du coefficient b_{TA} indique l'existence de coûts liés à l'ajustement du niveau d'endettement [Shyam-Sunder et Myers (1999)].

L'estimation des deux modélisations empiriques concurrentes d'explication de la structure financière (Tableau 3) privilégie l'hypothèse d'une hiérarchie du financement des entreprises françaises sur la période 1996-2004. Ces résultats confirment une précédente étude portant sur 180 entreprises françaises de 1995 à 2002 [Molay (2005)]. Si les estimations des coefficients b_{TA} et b_{PO} sont statistiquement significatives, la valeur estimée du coefficient b_{PO} est près de deux fois plus élevée. Le coefficient de détermination (R^2) très supérieur semble confirmer cette première interprétation. L'estimation du coefficient b_{PO} sur l'ensemble de la période (0,78), proche de la valeur attendue ($b_{PO} = 1$), est du même ordre que celle présentée par Shyam-Sunder et Myers (1999) ou Frank et Goyal (2003). Toutefois, le coefficient R^2 est sensiblement plus faible que pour ces deux études sur données américaines avec des R^2 respectifs de 0,68 et 0,71. Le modèle à effets aléatoires paraît le mieux décrire le financement hiérarchisé des entreprises. Le coefficient b_{TA} est plus élevé avec le modèle à effets aléatoires.

⁴ Faute de détails dans la base de données sur la trésorerie passive, celle-ci est intégrée dans l'endettement net.

Tableau 3 : Comparaison des modèles de financement hiérarchisé et de ratio d'endettement cible. Estimations sur données de panel de 393 entreprises françaises cotées de 1996-2004 par les moindres carrés ordinaires (MCO), les moindres carrés généralisés avec effets fixes (EF) et effets aléatoires (EA). ΔD = variation de l'endettement net ; DEF = déficit de financement ; D^* = endettement cible ; D = endettement net ; écart-type de l'estimation entre parenthèse ; R^2 = coefficient de détermination ajusté d.d.l. ; F = F-test ; LM = multiplicateur de Lagrange ; H = statistique de Hausman.

	a	b_{PO}	b_{TA}	R^2	F	LM	H
$\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$							
MCO	- 0.00 (0.01)	0.78* (0.01)		0.613			
EF		0.79* (0.01)			0.91		
EA	- 0.00 (0.01)	0.78* (0.01)				1.65	5.02*
$\Delta D_{it} = a + b_{TA} (D_i^* - D_{it-1}) + e_{it}$							
MCO	- 0.00 (0.01)		0.37* (0.01)	0.139			
EF			0.35* (0.02)		0.50		
EA	- 0.00 (0.01)		0.49* (0.02)			50.71*	n.c.
$\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + b_{TA} (D_i^* - D_{it-1}) + e_{it}$							
MCO	- 0.00 (0.01)	0.76* (0.01)	0.06* (0.01)	0.617			
EF		0.77* (0.01)	0.05* (0.01)		0.88		
EA	- 0.00 (0.01)	0.74* (0.01)	0.09* (0.01)			2.87	163.89*
* p.c. < 0.01							

L'absence de significativité de la statistique F et du multiplicateur de Lagrange et la significativité de la statistique H conduisent à rejeter l'hypothèse d'une hétérogénéité avec effets fixes ou aléatoires pour le modèle de financement hiérarchisé. Au contraire, le test du multiplicateur de Lagrange (LM) suggère l'existence d'une hétérogénéité significative pour le deuxième modèle testé : les entreprises françaises adoptent des comportements différenciés pour atteindre leur niveau d'endettement cible. L'association des deux variables explicatives de l'endettement confirme les résultats précédents : le coefficient b_{PO} n'est pas affecté par la prise en compte d'un

éventuel niveau d'endettement cible alors que le coefficient b_{TA} voit sa valeur fortement diminuer. La poursuite d'un niveau cible d'endettement semble particulièrement affectée par les besoins de financement mesurés par la variable DEF. Cette modélisation ne permet pas de valider le modèle mixte d'explication de la structure financière proposé par Carpentier et Suret (2000).

3.2. Vers une hiérarchie de financement des entreprises françaises

Les résultats précédents semblent confirmer la prépondérance de l'endettement comme source de financement après avoir pris en compte le financement interne. Pour vérifier le caractère hiérarchique du financement des entreprises françaises et tenter de répondre à certaines critiques avancées par Chirinko et Singha (2000), une adaptation des modèles précédents est envisagée. En reprenant la logique du modèle empirique de financement hiérarchisé, la variation des capitaux propres d'origine externe, ΔK_{it} , est reliée au besoin résiduel de financement après déduction de la variation de l'endettement, $(DEF - \Delta D)_{it}$.

Comme précédemment, la forme semi-forte de validation du financement hiérarchique suppose une estimation du coefficient b_{PO} proche de 1. Parallèlement, pour ajuster leur niveau d'endettement vers un niveau cible, les entreprises peuvent jouer sur l'endettement ou sur la variation de leurs capitaux propres. Dans ce cas, une relation peut être mise en évidence entre la variation des capitaux propres d'origine externe, ΔK_{it} , et la déviation de l'endettement par rapport à sa valeur cible, $(D_i^* - D_{it-1})$. Les résultats (Tableau 4) confirment les observations précédentes, les déviations par rapport à l'endettement cible expliquent peu les variations de capital. Au contraire, la variable $(DEF - \Delta D)_{it}$ explique l'essentiel de cette variation. L'hypothèse d'émissions de capital finançant les emplois tout en maintenant ou poursuivant le niveau d'endettement cible semble à nouveau rejetée.

Tableau 4 : Comparaison des modèles modifiés de financement hiérarchisé et de ratio d'endettement cible. Estimations sur données de panel de 393 entreprises françaises cotées de 1996-2004 par les moindres carrés ordinaires (MCO), les moindres carrés généralisés avec effets fixes (EF) et effets aléatoires (EA). ΔK = variation du capital social ; DEF = déficit de financement ; ΔD = variation de l'endettement net ; D^* = endettement cible ; D = endettement net ; écart-type de l'estimation entre parenthèse ; R^2 = coefficient de détermination ajusté d.d.l. ; F = F-test ; LM = multiplicateur de Lagrange ; H = statistique de Hausman.

	a	b_{PO}	b_{TA}	R^2	F	LM	H
$\Delta K_{it} = a + b_{PO}(DEF - \Delta D)_{it} + e_{it}$							
MCO	- 0.00 (0.01)	0.78* (0.01)		0.610			
EF		0.78* (0.01)			1.10		
EA	- 0.00 (0.01)	0.78* (0.01)				1.01	162.72*
$\Delta K_{it} = a + b_{TA}(D_i^* - D_{it-1}) + e_{it}$							
MCO	- 0.00 (0.01)	0.24* (0.01)		0.056			
EF			0.22* (0.01)		0.38		
EA	- 0.00 (0.01)		0.28* (0.01)			76.21*	n.c.
$\Delta K_{it} = a + b_{PO}DEF_{it} + b_{TA}(D_i^* - D_{it-1}) + e_{it}$							
MCO	- 0.00 (0.01)	0.78* (0.01)	- 0.00* (0.01)	0.610			
EF		0.82* (0.01)	- 0.03* (0.01)		1.12		
EA	- 0.00 (0.01)	0.75* (0.01)	0.02* (0.01)			1.12	798.00*
* p.c. < 0.01							

A partir de l'égalité comptable entre les emplois et les ressources, une relation inverse peut être envisagée. Dans ce cas, les variations du besoin de financement sont expliquées par les variations des ressources de financement. Cette nécessaire égalité comptable doit conduire à une significativité des coefficients, mais leur valeur respective peut permettre de déduire une préférence des entreprises au niveau de leurs ressources de financement. La variable dépendante (DEF – CAF) correspond au déficit de financement avant déduction de la capacité d'autofinancement, et les variables indépendantes sont les différentes ressources de financement : la capacité

d'autofinancement (CAF), la variation de l'endettement (ΔD) et les variations du capital d'origine externe (ΔK) telles qu'elles ont été définies précédemment. Seules les estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont présentées, les estimations avec effets fixes ou aléatoires diffèrent peu et sont disponibles sur demande. Les coefficients estimés, significativement positifs, confirment la relation d'équilibre comptable attendue entre le besoin brut de financement ($DEF - CAF$) et les différentes ressources. La capacité d'autofinancement semble couvrir près de 30 % du financement des emplois, ce qui semble cohérent avec la nécessité d'autofinancer une partie des besoins. Toutefois, le coefficient de détermination assez faible (8 %), suggère que la variation des besoins est peu expliquée par la variation des flux d'autofinancement. Le multiplicateur de Lagrange et la statistique de Hausman indiquent une relative hétérogénéité des comportements des entreprises françaises. Une certaine autonomie des besoins de financement par rapport aux ressources internes disponibles est constatée.

Les résultats liés aux variations de l'endettement ou du capital sont assez comparables. Globalement, près des 2/3 de la variation des emplois est expliquée par la variation de ces ressources. Ce résultat semble contredire l'hypothèse d'un financement privilégié par endettement, et donc d'une possible hiérarchie dans l'utilisation des ressources de financement. En retenant les trois sources de financement comme variables explicatives des déficits à financer, l'endettement apparaît comme la principale source de financement des emplois suivi de près par le capital externe et l'autofinancement. Face à un déficit de financement interne, les entreprises semblent procéder à des augmentations de capital autant qu'à de nouvelles émissions d'emprunts. Ce dernier résultat apparaît plus en ligne avec la théorie du ratio cible qu'avec celle de la théorie du financement hiérarchisé. Une possible explication de ce phénomène peut résider dans la relative faiblesse des financements obligataires comparés aux financements bancaires classiques. Sur la période étudiée, ces derniers sont en moyenne 5 fois plus importants et seules une quarantaine d'entreprises de l'échantillon ont eu recours aux émissions obligataires. Ainsi, il semble que la hiérarchie de financement puisse s'exprimer de façon simplifiée en opposant les financements d'origine interne (autofinancement) ou intermédiés (dettes bancaires) aux financements nécessitant le recours au marché (émission obligataire ou augmentation de capital). Cette dernière explication semble renforcer le rôle joué par les asymétries informationnelles ou les effets de signalisation dans l'explication du financement des entreprises comme retenu dans la théorie du financement hiérarchisé.

Tableau 5 : Relation inversée entre le déficit brut de financement et les ressources de financement. Estimations sur données de panel de 393 entreprises françaises cotées de 1996-2004 par les moindres carrés ordinaires (MCO). CAF = capacité d'autofinancement ; DEF = déficit de financement ; ΔD = variation de l'endettement net ; ΔK = variation du capital externe ; écart-type de l'estimation entre parenthèse ; R^2 = coefficient de détermination ajusté d.d.l. ; F = F-test ; LM = multiplicateur de Lagrange ; H = statistique de Hausman.

	a	b_{CAF}	b_D	b_K	R^2	F	LM	H
$(DEF - CAF)_{it} = a_{it} + b_{CAFit} CAF_{it} + e_{it}$								
Coef.	0.00	0.29*			0.081	0.46	61.30*	10.56*
$\sigma(.)$	(0.02)	(0.02)						
$(DEF - CAF)_{it} = a_{it} + b_{Dit} \Delta D_{it} + e_{it}$								
Coef.	0.00		0.81*		0.661	0.72	15.26*	87.63*
$\sigma(.)$	(0.01)		(0.01)					
$(DEF - CAF)_{it} = a_{it} + b_{Dit} \Delta K_{it} + e_{it}$								
Coef.	0.00			0.77*	0.590	0.88	3.31*	138.29*
$\sigma(.)$	(0.01)			(0.01)				
$(DEF - CAF)_{it} = a_{it} + b_{CAFit} CAF_{it} + b_{Dit} \Delta DET_{it} + e_{it}$								
Coef.	- 0.00	0.06*	0.80*		0.664	0.64	26.70*	25.14*
$\sigma(.)$	(0.01)	(0.02)	(0.01)					
$(DEF - CAF)_{it} = a_{it} + b_{CAFit} CAF_{it} + b_{Kit} \Delta K_{it} + e_{it}$								
Coef.	0.00	0.22*		0.75*	0.638	0.60	61.72*	104.18*
$\sigma(.)$	(0.01)	(0.01)		(0.01)				
$(DEF - CAF)_{it} = a_{it} + b_{Dit} \Delta D_{it} + b_{Kit} \Delta K_{it} + e_{it}$								
Coef.	0.00		0.58*	0.49*	0.845	1.10	1.21	72.82*
$\sigma(.)$	(0.01)		(0.01)	(0.01)				
$(DEF - CAF)_{it} = a_{it} + b_{CAFit} CAF_{it} + b_{Dit} \Delta DET_{it} + b_{Kit} \Delta K_{it} + e_{it}$								
Coef.	- 0.00	0.09*	0.55*	0.50*	0.852	0.92	2.12	30.80*
$\sigma(.)$	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)				

* p.c. < 0.01

3.3. Une hiérarchie de financement fondée sur les asymétries d'information

La théorie du financement hiérarchisé suppose que les préférences de financement des entreprises résultent d'asymétries informationnelles. Pour apprécier les fondements théoriques des résultats précédents en faveur de la théorie du financement hiérarchisé, une estimation du modèle empirique est proposée en distinguant les entreprises selon leur sensibilité aux asymétries informationnelles. Pour cela, deux variables sont retenues pour classer les entreprises selon qu'elles sont plus ou moins sensibles : la taille des entreprises et la fourchette mensuelle moyenne. Une estimation du modèle empirique est proposée en distinguant successivement les petites entreprises et les grandes entreprises, puis les entreprises pour lesquelles la fourchette d'écarts de cours a été élevée ou faible (Tableau 7).

Pour classer les entreprises selon la taille, le chiffre d'affaires (CA) est retenu. Pour chaque entreprise, la moyenne chronologique du chiffre d'affaires, \overline{CA} , est calculée de 1995 à 2004. Les entreprises sont ensuite classées dans la catégorie petite (grande) entreprise selon que la moyenne chronologique individuelle de leur chiffre d'affaires, \overline{CA} , est inférieure (supérieure) à la moyenne pour l'ensemble des 393 entreprises de l'échantillon⁵.

Dans le cadre de la théorie du financement hiérarchisé, la taille des entreprises doit jouer négativement sur l'endettement des entreprises. En raison d'une meilleure connaissance par les investisseurs, les grandes entreprises font face à moins de problèmes de sélection adverse et peuvent émettre plus facilement des titres de capital que les petites entreprises pour lesquelles ces problèmes sont plus sévères. Dans ce cas, l'intensité de la relation doit être plus forte pour les petites entreprises [Frank et Goyal 2005)]. Les résultats (Tableau 6) confirment l'idée que les petites entreprises financent leur déficit préférentiellement par dettes financières. Le coefficient b_{PO} (0,90 contre 0,72) et le R^2 (0,803 contre 0,517) sont supérieurs pour les entreprises présentant un chiffre d'affaires moyen inférieur à la moyenne de l'ensemble de l'échantillon. Au contraire, les grandes entreprises présentent une relation significativement plus forte entre le déficit à financer après déduction de l'endettement net ($DEF - \Delta D$) et les variations de capital d'origine externe. Les petites entreprises, théoriquement plus sensibles aux asymétries informationnelles, semblent

⁵ Pour ce classement, la moyenne de l'échantillon a été retenue en raison des fortes disparités entre les entreprises cotées qui conduisent à une asymétrie importante de la distribution. La capitalisation moyenne des 49 grandes entreprises est de plus de 14 milliards d'euros contre 186 millions d'euros pour les 344 petites entreprises.

financer leurs investissements prioritairement par l'endettement au contraire des grandes entreprises.

Tableau 6 : Estimations du modèle de financement hiérarchisé en fonction de la taille des entreprises. Estimations sur données de panel de 393 entreprises françaises cotées de 1996-2004 par les moindres carrés ordinaires. ΔD = variation de l'endettement net ; DEF = déficit de financement ; CA_i et \overline{CA} , respectivement moyenne chronologique du chiffre d'affaires de l'entreprise i et du sous-échantillon ; écart-type de l'estimation entre parenthèse ; R^2 = coefficient de détermination ajusté d.d.l. ; F = F-test ; LM = multiplicateur de Lagrange ; H = statistique de Hausman.

	a	σ_a	b_{PO}	$\sigma_{b_{PO}}$	R^2	F	LM	H
$\Delta D_{it} = a + b_{PO}DEF_{it} + e_{it}$								
$CA_i > \overline{CA}$	0.00	(0.04)	0.72*	(0.04)	0.517	0.84	0.54	0.01
$CA_i < \overline{CA}$	0.00	(0.04)	0.90*	(0.01)	0.803	0.88	2.51	0.11
$\Delta K_{it} = a + b_{PO}(DEF - \Delta D)_{it} + e_{it}$								
$CA_i > \overline{CA}$	0.00	(0.03)	0.83*	(0.03)	0.688	0.69	0.38	0.00
$CA_i < \overline{CA}$	0.00	(0.01)	0.71*	(0.01)	0.500	0.97	0.20	0.16
* p.c. < 0.01								

Un classement alternatif selon la fourchette d'écart des cours est envisagé pour discriminer les entreprises selon leur sensibilité aux asymétries informationnelles. La fourchette mensuelle d'écart de cours est calculée par : $F_i = \frac{H_i - B_i}{(H_i + B_i)/2}$, avec F_i , fourchette mensuelle du titre i ; H_i , cours mensuel le plus haut ; B_i cours mensuel le plus bas. Les entreprises sont ensuite classées selon que la moyenne chronologique individuelle de la fourchette mensuelle, $\overline{F_i}$, est inférieure (supérieure) à la médiane pour l'ensemble des 393 entreprises de l'échantillon.

Cette fourchette d'écart de cours mesure l'amplitude relative des cours et donc la dispersion des cours sans s'appuyer sur une distribution particulière. Une forte amplitude relative doit être le signe d'une incertitude importante quant à la rentabilité et à la valeur des actifs. Halov et Heider (2004) distinguent l'incertitude selon qu'elle affecte la valeur des actifs ou le risque. Leur principal argument s'appuie sur les résultats de Shyam-Sunder et Myers (1999) et Frank et Goyal (2003) qui montrent que la relation empirique du financement hiérarchisé conduit à de meilleurs résultats pour les grandes entreprises matures sensées être moins sensibles aux asymétries informationnelles. Dans la version originelle de Myers et Majluf (1984), la dette est supposée ne pas supporter de coûts informationnels, ce qui explique sa préférence aux dépens du capital pour

financer les investissements. Si la dette supporte elle aussi des coûts informationnels, le choix entre financement par dette ou par émission de capital peut être plus difficile à mettre en évidence. Pour Halov et Heider (2004), la dominance de la dette dans le financement doit être d'autant plus forte que la dette ne supporte pas de coûts informationnels. Ils font l'hypothèse que l'incertitude liée au risque mesuré par la volatilité des actifs est une bonne mesure de l'asymétrie informationnelle pesant sur l'entreprise. Les entreprises présentant une incertitude élevée quant à leur risque, signe de coûts informationnels importants, devraient privilégier un financement par capital.

Dans cette étude, les arguments soutenus par Halov et Heider (2004) ne sont pas retenus. L'incertitude mesurée par la fourchette est sensée affecter l'ensemble des sources de financement externes. L'essentiel de l'endettement des entreprises françaises est représenté par des dettes bancaires pour lesquelles l'asymétrie informationnelle est considérée plus faible que celle pesant sur des émissions obligataires et des émissions de capital. Par ailleurs, la variable s'appuie sur la volatilité des cours des actions et non des dettes.

Tableau 7 : Estimations du modèle de financement hiérarchisé en fonction de la fourchette de cours. Estimations sur données de panel de 393 entreprises françaises cotées de 1996-2004 par les moindres carrés ordinaires. ΔD = variation de l'endettement net ; DEF = déficit de financement ; F_i et F_M , respectivement fourchette moyenne de l'entreprise i et fourchette médiane du sous-échantillon ; écart-type de l'estimation entre parenthèse ; R^2 = coefficient de détermination ajusté d.d.l. ; F = F-test ; LM = multiplicateur de Lagrange ; H = statistique de Hausman.

	a	σ_a	b_{PO}	$\sigma_{b_{PO}}$	R^2	F	LM	H
$\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it}$								
$\overline{F_i} > F_M$	0.00	(0.01)	0.88*	(0.01)	0.770	0.92	0.68	0.12
$\overline{F_i} < F_M$	- 0.00	(0.02)	0.62*	(0.02)	0.378	1.05	0.16	0.19
$\Delta K_{it} = a + b_{PO} (DEF - \Delta D)_{it} + e_{it}$								
$\overline{F_i} > F_M$	0.00	(0.02)	0.58*	(0.02)	0.339	0.91	0.72	0.73
$\overline{F_i} < F_M$	- 0.00	(0.01)	0.93*	(0.01)	0.866	1.14	1.70	0.48
* p.c. < 0.01								

Les résultats confirment l'hypothèse selon laquelle des asymétries informationnelles seraient à l'origine d'une hiérarchie du financement : les entreprises qui présentent une fourchette d'écart de cours élevée, représentative d'une plus forte sensibilité, enregistrent un coefficient de détermination (0,770 contre 0,378) et un coefficient b_{PO} (0,88 contre 0,62) plus élevés. Les entreprises

dont les cours ont le plus fluctué, considérées comme les plus sensibles aux asymétries informationnelles, privilégient un financement par dette. Les entreprises supportant moins de coûts informationnels préfèrent émettre du capital au détriment de la dette bancaire.

CONCLUSION

La structure financière des entreprises françaises étudiées ne semblent pas résulter d'un arbitrage entre les coûts de la défaillance et les économies d'impôts liées à la déductibilité des charges financières d'emprunt. Cette étude confirme le manque d'un intérêt des dirigeants français pour la notion de ratio d'endettement cible [Brounen et al. (2004)], et les résultats d'une précédente analyse sur le marché français [Molay (2005)]. La théorie du financement hiérarchisé [Myers (1984) et Myers et Majluf (1984)] est plus à même d'expliquer la structure du capital des entreprises cotées à la bourse de Paris. Pour financer leurs emplois, ces entreprises privilégient les ressources internes puis les ressources externes en préférant l'endettement aux émissions de capital.

Pour valider la théorie du financement hiérarchisé, il convient de relier les précédents résultats à l'existence d'asymétries informationnelles susceptibles d'entraîner des problèmes de sélection adverse de la part des investisseurs externes. Pour éviter d'avoir à révéler des informations privilégiées, les dirigeants des entreprises cherchent prioritairement à autofinancer leurs investissements. Puis, en supposant que les coûts informationnels sont plus élevés pour les émissions de capital, les entreprises privilégient l'endettement au détriment du capital. Le lien entre les asymétries d'information et la hiérarchie des ressources de financement est confirmé. Les entreprises les plus sensibles aux asymétries informationnelles recourent prioritairement à l'endettement. Au contraire, les entreprises les moins affectées par les phénomènes de sélection adverse préfèrent les émissions de capital. Certaines particularités du marché français telles que la faiblesse des émissions obligataires comparativement aux dettes bancaires n'ont pas été prises en compte. L'hypothèse d'un opportunisme de marché des dirigeants quant aux périodes d'émissions de titres [Baker et Wurgler (2002)] n'a pas été testée à ce jour.

BIBLIOGRAPHIE

- Baker M, Wurgler J. (2002), Market Timing and Capital Structure, *Journal of Finance* 57, 1-32.
- Bancel F., Mittoo U. R. (2004), Cross-Country Determinants of Capital Structure Choice: A Survey of European Firms, *Financial Management* 33-4, Winter, 103-132.
- Biais B., Hillion , Malécot J.-F. (1995), La structure financière des entreprises : une investigation empirique sur données françaises, *Economie et Prévision* 120, 15-28.
- Breusch, T.S. and A.R. Pagan (1980), The Lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies* 47, 239-254.
- Brounen D., de Jong A., Koedijk K. (2004), Corporate Finance in Europe: Confronting Theory with Practice, *Financial Management* 33-4, Winter, 71-101.
- Carpentier C., Suret J.-M. (2000), Pratiques et théories du financement : le cas de la France, *Finance* 21, 9-34.
- Chirinko R. S., Singha A. R. (2000), Testing Static Trade-Off against Pecking Order Models of Capital Structure: A Critical Comment, *Journal of Financial Economics* 58, 417-425.
- Fama E., French K. (2002), Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt, *Review of Financial Studies* 15, 1-33.
- Frank M. Z., Goyal V. K. (2003), Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure, *Journal of Financial Economics* 67, 217-248.
- Frank M. Z., Goyal V. K. (2004), The Effect of Market Conditions on Capital Structure Adjustment, *Finance Research Letters* 1, 47-55.
- Frank M. Z., Goyal V. K. (2005), Trade-off and Pecking Theories of Debt, forthcoming in B. Espen Eckbo (ed.), *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, vol. 1, Handbook in Finance Series, Elsevier/North-Holland.
- Gaud (2003), Choix de financement des firmes européennes, Cahier de recherche 2003-09, Hautes Études Commerciales, Faculté des Sciences Économiques et Sociales, Université de Genève.
- Graham J. R., Harvey C. R. (2001), The Theory and Practises of Corporate Finance: Evidence from the Field, *Journal of Financial Economics* 60, 187-243
- Halov N., Heider F. (2004), *Capital Structure, Risk and Asymmetric Information*, working paper, New York University.
- Harris M., Raviv A. (1991), The Theory of Capital Structure, *Journal of Finance* 46, 297-356.
- Hausman J. A., (1978), Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, Vol. 46, N°. 6, p 1251-1271.
- Hennessy C., Whited T. (2004), Debt Dynamics, *Journal of Finance* 60, 1129-1165.

- Hovakimian A., Opler T., Titman S. (2001), The Debt-Equity Choice, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, 1-24
- Hovakimian A., Hovakimian G., Tehranian, H. (2004), Determinants of Target Capital Structure: The Case of Dual Debt and Equity Issues, *Journal of Financial Economics* 71, 517-540.
- Hsiao C. (2003), *Analysis of Panel Data*, 2nd ed., Cambridge University Press
- Lemmon M. L., Zender, J. F. (2004), Debt Capacity and Tests of Capital Structure Theories, working paper, University of Utah et University of Arizona.
- Modigliani F., Miller M. H. (1958), The Cost of Capital Corporation Finance and the Theory of Investment, *American Economic Review* 48, 261-297.
- Modigliani F., Miller M.H. (1963), Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction, *American Economic Review* 53, 433-443.
- Molay E. (2005), La structure financière du capital : tests empiriques sur le marché français, *Finance-Contrôle-Stratégie*, vol . 8 n° 4, p 153-175,2005.
- Myers S. C. (1984), The Capital Structure Puzzle, *Journal of Finance* 39, 575-592.
- Myers S. C., Majluf N. (1984), Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have, *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Rajan R. G., Zingales L. (1995), What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data, *Journal of Finance* 50, 1421-1460.
- Shyam-Sunder L., Myers S. C. (1999), Testing Static Trade-Off against Pecking Order Models of Capital Structure, *Journal of Financial Economics* 51, 219-244.